



The impact of monetary policy signals on the intradaily euro-dollar volatility

Darmoul Mokhtar

► To cite this version:

Darmoul Mokhtar. The impact of monetary policy signals on the intradaily euro-dollar volatility. 2006. halshs-00118789

HAL Id: halshs-00118789

<https://shs.hal.science/halshs-00118789>

Submitted on 6 Dec 2006

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Centre d'Economie de la Sorbonne

UMR 8174

C
a
h
i
e
r
s

de
la

M
S
E

The impact of monetary policy signals on the intradaily Euro-dollar volatility

Darmoul MOKHTAR

2006.49



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

THE IMPACT OF MONETARY POLICY SIGNALS ON THE INTRADAILY EURO-DOLLAR VOLATILITY

Darmoul Mokhtar*

Abstract

In this paper, we investigate the impact of monetary policy signals stemming from the ECB Council and the FOMC on the intradaily Euro-dollar volatility, using high-frequency data (five minutes frequency). For that, we estimate an AR(1)-GARCH(1,1) model, which integrates a polynomials structure depending on signal variables, starting from the deseasonalized exchange rate returns series. This structure allows us to test the signals persistence one hour after their occurrence and to reveal a dissymmetry between the effect of the ECB and Federal Reserve signals on the exchange rate volatility.

Keywords : Exchange rates, Official interventions, Monetary policy, GARCH models.

L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité intra-journalière du taux de change Euro-dollar

Dans cet article, nous étudions l'impact des signaux de politique monétaire issus des réunions du Conseil de la BCE et du FOMC sur la volatilité intrajournalière du taux de change Euro-dollar, utilisant des données à très haute fréquence (fréquence à cinq minutes). Pour ce faire, nous estimons un modèle AR(1)-GARCH(1,1) qui incorpore une structure polynomiale elle même fonction des variables de signal, à partir de la série désaisonnalisée de rendements du taux de change. Cette structure nous permet, en outre, d'examiner la persistance de ces signaux sur l'heure qui suit leur envoi et de mettre en évidence une dissymétrie entre l'effet des signaux de la BCE et de la FED sur la volatilité du taux de change.

Mots clefs : Taux de change, interventions officielles, Politique monétaire, GARCH models.

Classification JEL : C22, E52, F31, G15

* Doctorant à l'université Paris 1 la Sorbonne, sous la direction de Christian Bordes, professeur à Paris 1 la Sorbonne (TEAM) et Valayadom Marimoutou professeur à l'université d'Aix Marseille 2 (GREQAM).

1. Introduction :

Le débat mené autour de l'efficacité des interventions des banques centrales comme instruments de politique économique a suscité un grand intérêt au cours des trente dernières années. Il est communément admis que la politique monétaire constitue un facteur important dans la détermination du taux de change qui représente le prix relatif de deux monnaies. Ainsi, l'intervention sur le marché est un moyen pour les banques centrales d'envoyer des signaux d'information liés aux positions courante et future de la politique monétaire, amenant les agents à réviser leurs anticipations et le montant de monnaie qu'ils souhaitent détenir (Dominguez et Frankel [1993]). Cet effet, habituellement appelé effet de signalisation, devrait entraîner des mouvements au niveau du taux de change et de sa volatilité, traduisant ainsi la relation extrêmement étroite qui existe entre les politiques monétaires et le taux de change.

Plusieurs études ont été effectuées dans le but d'analyser l'efficacité des interventions des banques centrales comme instruments de politique monétaire. Dans la littérature empirique existante, trois approches ont été généralement adoptées pour analyser l'effet de ces interventions sur la volatilité des taux de change.

La première approche met, en particulier, l'accent sur l'anticipation de la volatilité des taux de change. Nous pouvons citer, par exemple, la mise en œuvre d'une stratégie consistant à se servir des mesures de volatilité anticipée des taux de change dérivés de données d'enquêtes fictives (Beine, Bénassy-Quéré, Dauchy, MacDonald [2002]).

La deuxième approche se fonde, quant à elle, sur la réaction du taux de change aux modifications de l'offre de monnaie qui est considérée comme instrument additionnel de politique économique et pouvant être indépendante ou liée aux politiques monétaires (Frankel et Rose [1995], Boubel, Dauchy et Lecourt [2001]). En effet, les banques centrales définissent habituellement leur cible en termes de taux du marché monétaire grâce au niveau de certains taux d'intérêt (taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal, taux d'intérêt de la facilité de dépôt,...). Ainsi, les innovations sur les taux d'intérêt « clefs » peuvent se révéler une meilleure mesure des chocs de politique monétaire que les innovations sur l'offre de monnaie (ou sur un agrégat monétaire).

Concernant la troisième approche d'études, elle est basée sur la mesure, *a posteriori*, de la volatilité des taux de change qui ressort des modèles économétriques. Les résultats principaux apparaissant dans cette littérature soulignent généralement une augmentation significative de la volatilité induite par les signaux de politique monétaire, mais en utilisant des données de change mensuelles ou quotidiennes, et en supposant que

les taux d'intérêt ont une forte influence sur les taux de change. Eichenbaum et Evans [1995] trouvent ainsi que les augmentations des taux fédéraux génèrent une appréciation significative et prononcée du dollar.

Il existe également d'autres études empiriques qui ont essayé d'analyser l'impact des politiques monétaires sur la persistance de court terme de la volatilité des taux de change. Leur objectif était de déterminer si les mouvements de taux d'intérêt mènent à une réduction des tensions du marché des changes. La plupart de ces études ont montré que les annonces de politique monétaire ont une influence significative sur le comportement à haute fréquence de la volatilité (Boubel, Laurent, Lecourt [2001]).

Cependant, jusqu'à présent, les études existantes se sont limitées à l'utilisation d'un taux de change synthétique de l'euro face au dollar, un taux pondéré par rapport au poids de chacune des différentes monnaies européennes dans l'économie de l'ancien système SME. De ce fait, les résultats obtenus ne sont pas assez probants pour refléter la réalité économique de l'union européenne.

Par ailleurs, les travaux consacrés à l'étude de la réaction des taux de change (en particulier, la volatilité) aux signaux de politique monétaire sont de toute évidence rares.

De ce fait, l'objectif de notre étude est d'analyser l'impact des signaux des politiques monétaires européenne et américaine sur la volatilité intrajournalière (fréquence à cinq minutes) du taux de change euro-dollar sur la période allant du 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004.

Pour réaliser notre objectif, nous estimons, sur la série désaisonnalisée de rendements du taux de change, un modèle AR(1)-GARCH(1,1) incorporant une structure polynomiale, elle-même fonction des variables de signal de politique monétaire issu de la Banque centrale européenne (notée Bce par la suite) et la Réserve fédérale américaine (notée Fed par la suite). La persistance de ces signaux est ensuite testée.

Pour ce faire, nous décrivons les signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed et l'effet attendu de ces signaux sur la volatilité des taux de change . Ensuite, nous définissons la série désaisonnalisée de taux de change, ainsi que les techniques utilisées et les signaux retenus. La dernière partie de ce document fournit les résultats d'estimation du modèle et les conclusions qui en sont dégagées.

2. Définition des différents types d'annonces :

Les interventions sur le marché de change sont définies comme des achats et des ventes officiels de devises faits par les autorités monétaires d'un pays, dans le but d'influencer les mouvements futurs d'une monnaie donnée. Cette définition des interventions limite les motivations pour lesquelles une autorité monétaire devrait intervenir. Plus précisément, une banque centrale pourrait intervenir occasionnellement sur le marché de change pour des raisons autres que de vouloir agir directement sur le taux de change. Par exemple, elle pourrait intervenir dans le but d'ajuster le portefeuille des réserves de change ou de signaler ses engagements financiers pour une nouvelle politique monétaire. Ce type d'intervention n'a pas pour objet principal d'agir directement sur la dynamique des taux de change, mais il peut les influencer.

L'intérêt de notre étude porte donc sur les interventions relatives aux changements des politiques monétaires de la Bce et de la Fed expliquées par les ajustements des taux d'intérêt cible (Target). En comparaison avec les travaux de Lecourt et Raymond [2003], cette restriction repose sur le fait qu'un changement monétaire influe directement sur le taux de change.

3. Les signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed :

L'objet de cette étude est d'analyser, de ce fait, l'impact des signaux de politique monétaire européenne et américaine sur la volatilité intrajournalière (fréquence à cinq minutes) du taux de change euro-dollar. La position de la politique monétaire peut être définie par le niveau de la cible. De telles cibles ne sont pas toujours annoncées, et la position de la politique monétaire doit être déduite d'une série d'actions de la banque centrale, comprenant les déclarations officielles et l'activité du marché. Bien évidemment, toutes les actions de la banque centrale n'ont pas d'implications politiques. Ainsi, certaines actions peuvent ne pas être informatives en termes de politique monétaire. Une action de la banque centrale qui transmet de l'informations vers le marché FOREX en ce qui concerne les positions actuelle et future de la politique monétaire, sera qualifiée de « signal politique ».

Il sera décrit, en premier temps, les signaux issus de la banque centrale européenne et de la réserve fédérale américaine. Par la suite, il sera analysé l'effet attendu de ces signaux sur la volatilité du taux de change.

La variable clef dans la gestion quotidienne de la politique monétaire européenne est le taux du marché monétaire au jour le jour (overnight interest rate ou EONIA), que la Bce influence directement en contrôlant une série de taux d'intérêt directeurs. Ce taux du marché monétaire au jour le jour est

conservé à l'intérieur d'une bande; le plafond étant déterminé par le taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal et le plancher par le taux d'intérêt de la facilité de dépôt. Ce taux de marché monétaire atteint rarement chacune des limites de la bande, puisqu'il tend à suivre le taux de soumission minimale appliqué aux opérations principales de refinancement (bid rate), qui représente le taux de fonctionnement clef de la Bce. Habituellement, les opérations de refinancement hebdomadaires suffisent pour conserver le taux de marché dans la direction souhaitée par la Bce. En revanche, si les taux menacent de diverger de manière importante de cette direction, la Bce peut utiliser d'autres procédures pour un réglage fin de liquidité.

Ainsi, la hiérarchie des taux de la Bce peut être décrite comme suit : le taux de soumission minimale appliqué aux opérations principales de refinancement est déterminé par la position de la politique monétaire européenne, sachant qu'il est soutenu par le taux de la facilité de prêt marginal et le taux de la facilité de dépôt ainsi que par l'utilisation occasionnelle d'instruments pour le réglage fin.

Les décisions de politique monétaire sont prises par le Conseil des gouverneurs de la Bce. Ainsi, les principaux signaux politiques réguliers de la Bce sont l'annonce du résultat des réunions du Conseil des gouverneurs qui, en principe, se tiennent à Francfort¹ les jeudis de la première et de la troisième semaine de chaque mois à 14 h 30, heure locale (13 h 30 GMT, heure d'hiver et 12 h 30 GMT, heure d'été). L'évaluation de l'orientation de la politique monétaire de la Bce est effectuée lors de la première réunion du mois. Par conséquent, les décisions relatives aux taux d'intérêt sont normalement prises pendant cette réunion. Lors de la seconde réunion du mois, le Conseil des gouverneurs traite les questions portant sur les autres missions et responsabilités de la Bce et de l'Eurosystème. Bien entendu, si les circonstances l'exigent, le Conseil des gouverneurs peut décider à tout moment de modifier les taux d'intérêt directeurs de la Bce, sans tenir compte du calendrier des réunions établi à l'avance. Toutefois, des exceptions à cette règle sont prévues pour tenir compte de certains congés particuliers². Le président de la Bce commente, lors d'une conférence de presse, les décisions de politique monétaire prises après la première réunion du Conseil de chaque mois.

-
1. Conformément à l'usage établi, des réunions se sont déroulées en dehors de Francfort : 7 février 2002 à Maastricht, 4 juillet 2002 au Luxembourg, 3 avril 2003 à Rome, 2 octobre 2003 à Lisbonne, 6 mai 2004 à Helsinki, 7 octobre 2004 à Bruxelles sous les auspices de la Nederlandsche Bank, la Banque centrale de Luxembourg, la Banca d'Italia, du Banco de Portugal, la Suomen Pankki/Finlands Bank et la Banque Nationale de Belgique.
 2. Par ailleurs, au cours de la période d'étude, la politique monétaire a fait l'objet d'une discussion au cours de la réunion du 31 juillet 2003 et non pas lors de la réunion du début août 2003.

La variable clef de la politique monétaire américaine est le taux des fonds fédéraux que la Fed influence à travers des opérations *d'open market*. Ce sont les achats et les ventes directs de titres du gouvernement américain qui déterminent le taux des fonds fédéraux. La cible officielle de la politique monétaire américaine est le niveau des réserves empruntées, mais le taux des fonds fédéraux est perçu comme l'indicateur le plus utile de la position de la politique monétaire américaine. Le taux d'escompte est aussi un taux d'intérêt clef, même si son importance a diminué au cours du temps. La Réserve fédérale contrôle les trois instruments de politique monétaire, les opérations *d'open market*, le taux d'escompte, et les besoins de réserves. Le Board Governors du système de la Fed est responsable des décisions concernant le taux d'escompte et les besoins en réserves. Le Federal Open Market Committee est responsable des opérations *d'open market*. La politique monétaire de la Réserve fédérale est décidée lors des réunions du Federal Open Market Committee (FOMC) qui se réunit huit fois par an¹. Quand aucun changement n'est décidé à la réunion, le FOMC annonce seulement quand la réunion s'est terminée et qu'il n'y a pas d'informations supplémentaires. Un changement dans la politique monétaire incluant des modifications entre les réunions est annoncé le jour même de la décision du changement. Des conférences de presse se tiennent après chaque réunion du FOMC à 14 h 00, heure locale (20 h 00 GMT, heure d'hiver et 19 h 00 GMT, heure d'été). La déclaration informe sur la variation décidée du taux d'escompte et du degré de pression des réserves ainsi que les implications pour le taux des fonds fédéraux. Le compte rendu des déclarations est publié trois semaines après la date de la décision politique. Les opérations *d'open market* de la Fed, qui ont lieu tous les jours autour de 11 h 30, constituent également des signaux politiques pouvant être utilisés par la Fed. La plupart des opérations comprennent des achats ou des ventes temporaires de titres du gouvernement. L'information concernant la politique monétaire serait transmise au marché lorsque les opérations *d'open market* sont menées en contradiction avec le taux du marché monétaire.

4. L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité des taux de change :

Nous supposons dans ce travail que le marché est totalement efficient. De ce fait, les prix des actifs devraient refléter toute l'information disponible, et les

-
1. Au cours de la période d'étude, les différentes réunions du FOMC se tiennent au niveau du bureau du Board Governors du système de la Fed à Washington et ont eu lieu les 6 novembre 2001, 11 décembre 2001, 30 janvier 2002, 19 mars 2002, 7 mai 2002, 26 juin 2002, 13 août 2002, 24 septembre 2002, 6 novembre 2002, 10 décembre 2002, 29 janvier 2003, 18 mars 2003, 6 mai 2003, 25 juin 2003, 12 août 2003, 16 septembre 2003, 28 octobre 2003, 9 décembre 2003, 28 janvier 2004, 16 mars 2004, 4 mai 2004, 30 juin 2004, 1 août 2004, 21 septembre 2004.

variations de taux de change sont fortement influencées par l'arrivée d'une nouvelle information sur le marché. Ceci suppose, toutefois, que celle-ci n'a pas été anticipée, sinon elle serait déjà intégrée dans le taux de change. Nous appelons dans ce qui suit *news* cette nouvelle information non anticipée. Si la politique monétaire est un déterminant important du taux de change, les *news* de politique monétaire doivent avoir un impact significatif sur le niveau du taux de change.

Dans la partie empirique qui suit, nous utilisons les lignes de *news* apparaissant sur les écrans Reuters des opérateurs du marché de change. Ne disposant pas de données d'enquêtes, nous ne pouvons pas distinguer la partie anticipée de la partie non anticipée du signal.

D'après les principaux modèles structurels de détermination du taux de change, une augmentation des taux d'intérêt causera une appréciation de la monnaie domestique. Le signe attendu des coefficients associés à un signal de politique monétaire est, par conséquent, positif pour les signaux de la Fed et négatif pour les signaux de la Bce. Etant donné que le taux de change est coté à l'incertain, un rendement positif correspond à une appréciation du dollar (ou une dépréciation de l'euro).

Un signal politique, qui a été « parfaitement » anticipé par les agents, n'affecte pas le niveau du taux de change. En revanche, il peut avoir un impact sur la volatilité du taux de change. En se référant à la théorie du signal introduite par Mussa [1981] et utilisée par Dominguez et Frankel [1993ab], Dominguez [1998, 2003], qui repose sur l'hypothèse d'asymétrie de l'information (les autorités monétaires possèdent une information quant à la politique monétaire future supérieure à celle détenue par le marché), l'effet des signaux de politique monétaire envoyés par les banques centrales (au moyen de l'intervention ou de réunions telles que celles décrites précédemment) sur la volatilité va dépendre de la manière dont les agents perçoivent ces signaux. Si ces signaux sont jugés parfaitement crédibles et non ambigus, ils devraient soit ne pas influencer la variance du taux de change soit réduire la volatilité. Par contre, si ces signaux sont perçus par le marché peu crédibles ou confus, ils devraient accroître l'incertitude et par là même la volatilité, et son impact serait plus ou moins important selon la précision de l'information révélée par le signal.

Dans l'étude empirique qui suit, nous distinguons les signaux révélant les variations des taux d'intérêt des ceux reportant des taux d'intérêt inchangés. Normalement, il sera attendu à ce que l'effet sur la volatilité des signaux annonçant une variation des taux d'intérêt soit plus élevé que celui des signaux n'annonçant pas de variation¹.

1. La variation des taux annoncée peut provoquer une révision totale des anticipations des opérateurs, par contre un signal ne mentionnant pas de variation des taux d'intérêt peut rendre la révision partielle.

4. 1. Effets calendrier : Désaisonnalisation de la série de taux de change :

De nombreuses études réalisées à partir de données de taux de change quotidiens ou hebdomadaires ont révélé la présence d'effets saisonniers (Müller et al. [1990]). Cet argument s'étend, bien évidemment, aux données intrajournalières (Dacorogna et al. [1993]). Le marché des changes global FX est composé de trois principaux centres régionaux : l'Extrême-Orient, l'Europe et l'Amérique du Nord. Chacun de ces centres possède sa propre structure d'activité. La saisonnalité intrajournalière est donc liée à l'heure de la journée, le jour de la semaine et la présence des opérateurs sur les trois principales zones d'échange géographiques.

Les structures saisonnières présentes dans les données intrajournalières semblent tout à fait explicables. Pourtant, ce qui paraît moins évident est la manière avec laquelle l'omission de cette composante, dans l'estimation de la volatilité, peut affecter l'étude des autres composantes de la volatilité (par exemple, les annonces macroéconomiques). Andersen et Bollerslev [1997, 1998] ont insisté sur le danger d'estimer les modèles GARCH sur des données à très haute fréquence sans tenir compte de leur structure intrajournalière. De tels modèles ont été utilisés tout en ayant des résultats ambigus (Drost and Nijman [1993]). Les débats, quant à la manière de prendre en compte ces variations saisonnières, restent ouverts. Une possibilité pour prendre en compte la saisonnalité est de changer la structure des modèles de type GARCH. Bollerslev et Gysels [1996] ont proposé un modèle, à savoir le modèle GARCH périodique (P-GARCH), qui capte les variations saisonnières répétitives de la volatilité en permettant aux coefficients de l'équation de la variance conditionnelle de varier périodiquement. Le modèle P-GARCH est potentiellement plus efficient que les autres modèles d'estimation de la volatilité intrajournalière. Cette méthode d'estimation simultanée de l'effet de saisonnalité et de la volatilité restante est difficile à effectuer en tenant compte du temps d'estimation utilisé. Andersen et Bollerslev [1997, 1998] ont proposé une méthode à deux phases plus performante que les autres, à savoir la Forme flexible de Fourier (FFF), pour l'estimation de la structure de la volatilité intraquotidienne qui s'adapte à ces caractéristiques.

Il sera utilisé dans ce travail la méthode développée par Taylor et Xu [1995] et appliquée par Martens Chang et Taylor [2002], qui consiste à modéliser la saisonnalité intraquotidienne en créant une série de multiplicateurs saisonniers à partir du calcul de rendement moyen au carré sur des périodes identiques (par exemple, le lundi entre 1 : 00 GMT et 2 : 00 GMT sur une fréquence horaire). La stratégie utilisée pour tenir compte de la saisonnalité consiste à ajuster saisonnièrement les données. Nous définissons la série des rendements filtrés $R_{t,n} / \hat{s}_{t,n}$, où $\hat{s}_{t,n}$ correspond à la composante de la volatilité

intrajournalière périodique, pouvant être modélisée de différentes manières. La valeur du rendement désaisonnalisé ($\tilde{R}_{t,n}$) est obtenue en divisant le rendement brut ($R_{t,n}$) par son multiplicateur saisonnier ($\hat{s}_{t,n}$). Avant de présenter la formule du multiplicateur saisonnier, il est utile de revoir les notations. Nous notons t un entier qui représente les jours de la semaine. $R_{t,j}$ est le rendement sur un intervalle fixé j sur la journée t . Les sommes des rendements au carré fournissent de simples estimations de la volatilité du prix et leurs moyennes sur des périodes similaires peuvent être utilisées pour estimer la structure de la volatilité saisonnière. La structure saisonnière horaire (indiquée par j) peut être décrite par des facteurs de variance saisonnière, s_j^2

avec $\sum_{j=0}^{23} s_j^2 = 24$.

La structure saisonnière varie au cours des jours de la semaine. Afin de prendre en compte l'effet du jour de la semaine, il est préférable d'estimer 120 facteurs multiplicatifs horaires dont la moyenne est unitaire sur une semaine complète (de cinq jours). La formule générale pour les facteurs saisonniers intrajournaliers ($\hat{s}_{t,j}^2$) est donnée par :

$$\hat{s}_{t,j}^2 = \frac{24 \times T \times N}{N_t} \times \frac{\sum_{s \in S_t} R_{s,t}^2}{\sum_{s=1}^m \sum_{k=1}^n R_{s,k}^2}$$

où T est le nombre d'intervalles compris dans une heure¹, N le nombre total d'intervalles compris dans l'échantillon, N_t le nombre d'intervalles compris dans S_t , avec S_t la série de tous les indices qui correspondent au même jour de la semaine que l'indice temporel t . Il y a cinq sortes de S_t : S_{lundi} , S_{mardi} , S_{mercredi} , S_{jeudi} , S_{vendredi} . $\sum_{s \in S_t} R_{s,t}^2$ est la somme des rendements au carré observés

dans l'intervalle j appartenant au même S_t . Précisément, il est effectué la somme des rendements au carré de l'intervalle 0 :00 GMT-0 :05 GMT (à la fréquence cinq minutes) pour l'ensemble des lundis présents dans l'échantillon.

1. T varie en fonction de la fréquence d'échantillonnage : à cinq minutes, $T = 12$.

$\sum_{s=1}^m \sum_{k=1}^n R_{s,k}^2$ est la somme des rendements au carré pour tous les intervalles

de la journée sur l'ensemble des jours de l'échantillon, avec m le nombre de jours dans l'échantillon et n le nombre de rendements par intervalle de la journée. Pour obtenir les rendements désaisonnalisés, chaque rendement brut est divisé par son propre multiplicateur saisonnier¹.

4. 2 . Description des données :

Les données de taux de change euro-dollar sont constituées de toutes les cotations qui sont apparues sur le réseau interbancaire Reuters durant la période allant du 1^{er} novembre 2001 au 31 octobre 2004. Nous disposons également des rapports de *news* du Reuters sur la même période. L'ensemble de ces données a été collecté et fourni par Olsen et Associates (O & A). Nous utilisons dans ce travail le meilleur prix moyen (Best Mid) entre le prix de l'offre (Best Bid) et le prix de la demande (Best Ask). Nous définissons aussi les rendements à cinq minutes d'intervalle, $R_{t,n}$, comme la variation du logarithme du prix ($p_{t,n}$) en pourcentage :

$$R_{t,n} = 100 \times \left[\ln (p_{t,n}) - \ln (p_{t-1}) \right],$$

avec $t = 1, 2, \dots, T$ et $n = 1, 2, \dots, N$. T correspond au nombre total de jours dans l'échantillon étudié ($T = 782$) et N est le nombre d'intervalles de cinq minutes présents dans une journée, soit $N = 288$. Pour réduire l'influence de la tendance lente d'échanges au cours du weekend, nous utilisons la méthode d'ajustement d'Andersen et Bollerslev [1997] en éliminant les rendements du vendredi 22 :00 GMT jusqu'à dimanche 22 :00 GMT tout au long de la série de l'échantillon². Pour maintenir un nombre de rendements fixe au cours d'une semaine, nous n'enlevons aucune observation due à des vacances spécifiques d'un pays dans le monde entier, tout en contrôlant explicitement leur impact dans notre analyse.

-
1. Après avoir calculé les multiplicateurs saisonniers pour chaque intervalle de la journée.
 2. Pour plus de détails analytiques sur cette définition des « weekends », voir Bollerslev et Domowitz [1993].

4. 3 . Effet d'annonce : Les signaux :

Les publications officielles des deux banques centrales (*European Central Bank Report*, *Communiqué de presse de la Banque Centrale Européenne* et *Federal Reserve Bulletin*) fournissent l'information de base concernant le type des signaux et leur date habituelle¹. Elles seront complétées à l'aide de la série des données incluant les lignes de news qui apparaissent sur les écrans Reuters². Les informations provenant du Reuters sont disponibles pour l'ensemble des participants du marché. Les opérateurs du marché des changes se basent bien évidemment sur d'autres sources d'informations, dont certaines ne sont pas connues, mais clairement les *news* du Reuters fournissent une information complémentaire, voire supérieure aux informations des périodiques (les imprimés). Les lignes de *news*, comme les cotations de change, sont associées à des dates et à des heures GMT à la seconde près. Il est raisonnable de supposer que l'heure de l'annonce du signal sur les écrans Reuters correspond à l'heure où l'information a atteint le marché des changes. Différentes catégories d'informations peuvent ainsi être extraites des lignes de *news* en utilisant des mots clefs. A partir de ces lignes de *news*, nous avons créé des variables binaires qui valent 1, 2, 3, 4 (selon le type du signal) lorsqu'un signal est reporté sur les écrans Reuters et 0 sinon³.

Le tableau 1 fournit la liste des variables du signal créées ainsi que le nombre de signaux composant chaque variable.

Tableau 1 : Les signaux de politique monétaire

Signaux	Nombre de signaux
BCE	
<i>bce-rv</i> <i>bce-rnv</i>	4 31
FED	
<i>fed-rnv</i> <i>fed-rv</i>	15 8

1. Aussi l'heure exacte.

2. Nous remercions l'agence Reuters Tunis pour sa collaboration dans la collecte de la base de données « *news* ».

3. Nous avons combiné les logiciels Gauss et Spss pour l'introduction de ces variables binaires, ce qui est due à la taille de l'échantillon choisi.

Nous introduisons la variable de signal *bce-fed* afin d'uniformiser l'effet des signaux des politiques monétaires européenne et américaine, dans le but d'analyser la significativité de la coordination simultanée de ces deux politiques à partir de la date effective du lancement de l'euro en tant que monnaie de paiement dans le monde.

Nous avons envisagé une décomposition plus fine de cette variable en distinguant : la variable de signal *bce-rv* révélatrice du résultat de la réunion du Conseil des gouverneurs, à savoir l'information lancée aux opérateurs du marché des changes sur les décisions de la Bce annonçant des variations concernant les taux d'intérêt directeurs (le taux de soumission minimal appliqué aux opérations principales de refinancement ainsi que les taux d'intérêt de la facilité de prêt marginal et de la facilité de dépôt) ; la variable *bce-rnv* donnant des informations sur la politique de maintien de ces taux à des niveaux fixes ; la variable de signal *fed-rv* informant le marché des décisions prises par le FOMC concernant l'orientation de la politique monétaire américaine, et révélant une variation au niveau du taux des fonds fédéraux de la Fed; enfin la variable *fed-rnv* renseignant le marché sur la stabilité de la politique monétaire américaine, c'est à dire ne révélant pas de variation de ce taux d'intérêt.

4. 4. *Effet ARCH : Persistance de court terme des signaux :*

Pour examiner l'effet de persistance des signaux sur la volatilité du taux de change, il aurait pu être possible d'utiliser une spécification simple consistant à introduire dans l'équation de la volatilité des variables binaires prenant la valeur 1 au moment du signal et 0 sinon. Etant donné le nombre relativement limité de chaque type de signaux (voir le tableau 1), il est très difficile d'étudier la persistance de l'effet de ces derniers sur la volatilité en introduisant des variables muettes retardées (pour des données à cinq minutes, un horizon de persistance d'une heure nécessiterait l'estimation de 13 coefficients, c'est à dire $h = 12$). Pour cette raison, tout comme Andersen et Bollerslev [1998], nous proposons d'approcher la structure de persistance du $k^{ième}$ signal au moyen du polynôme d'ordre s :¹

$$\gamma_k(i) = \sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{j,k} \left[1 - \left(\frac{i}{h} \right)^{s-j} \right] i^j, \quad (1)$$

1. Andersen et Bollerslev [1998] imposent toutefois la même structure décroissante à chaque signal à travers l'utilisation de la Forme Flexible de Fourier, ce qui nous semble trop restrictif.

avec $i = 0, 1, \dots, h$. Par conséquent, l'équation (1) s'écrit :

$$\gamma_k(i) = \gamma_{0,k}(0) \left[1 - \left(\frac{i}{h} \right)^3 \right] + \gamma_{1,k}(1) \left[1 - \left(\frac{i}{h} \right)^2 \right] i + \gamma_{2,k}(2) \left[1 - \left(\frac{i}{h} \right) \right] i^2. \quad (2)$$

$\gamma_k(i)$ correspond à l'impact du k -ième signal à l'horizon i et $\gamma_{0,k}(0)$ est l'effet instantané¹. La structure de réponse suivant chacun des signaux, qui a été choisie, est approximée par un polynôme d'ordre trois restreint à atteindre zéro à la fin de l'horizon de réponse d'une heure.

5. Modélisation ARCH et résultats d'estimation :

Nous modélisons la volatilité conditionnelle du taux de change euro-dollar en utilisant le modèle d'estimation AR(1)-GARCH(1,1), incorporant la structure polynomiale (1) dans l'équation de la variance conditionnelle et ayant pour forme :

$$\tilde{R}_{t,n} = \lambda + \rho_1 \tilde{R}_{t,n-1} + \varepsilon_{t,n} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{t,n} / \sqrt{h_{t,n}} \sim i.i.d N(0,1) \quad (4)$$

$$h_{t,n} = \eta + \sum_{k=1}^K \sum_{i=0}^h \gamma_k(i) I_k(t, n-i) + \alpha_1 \varepsilon_{t,n-1}^2 + \beta_1 h_{t,n-1} \quad (5)$$

Où $\tilde{R}_{t,n}$ est la série de rendement de taux de change filtrée, $h_{t,n}$ la variance conditionnelle, $I_k(t, n-i)$ un indicateur d'occurrence du k ^{ième} signal durant le n ^{ième} intervalle du jour t^2 et $N(0,1)$ la distribution normale centrée et réduite des termes d'erreurs $\varepsilon_{t,n}$ de la variance conditionnelle. Les résultats d'estimation sur la série filtrée sont reportés dans le tableau 2.

-
1. Par construction, l'impact est nul pour un retard $h+1$
 2. En se référant à la formule originale de Chang et Taylor [1998].

Tableau 2 : Résultats d'estimation du modèle

	AR(1)-GARCH(1,1) avec signaux	Affinement du signal <i>bce-fed</i>
λ	0,0002 (2,004)	0,0002 (1,993)
ρ_1	-0,1064 (-30,929)	-0,1059 (-30,573)
η	-9,0708 (-305,282)	-8,8951 (-328,870)
α_1	-1,2815 (-70,384)	-1,2088 (-68,926)
β_1	-0,1765 (-54,388)	-0,1961 (-57,294)
$\gamma_{0, bce-fed}$	0,0022 (2,052)	—
$\gamma_{1, bce-fed}$	-0,0014 (-2,370)	—
$\gamma_{2, bce-fed}$	0,0002 (2,480)	—
$\gamma_{0, bce-rv}$	—	0,0054 (2,685)
$\gamma_{1, bce-rv}$	—	-0,0035 (-3,120)
$\gamma_{2, bce-rv}$	—	0,0006 (3,370)
$\gamma_{0, bce-rmv}$	—	-0,0068 (-0,970)
$\gamma_{1, bce-rmv}$	—	0,0039 (0,830)
$\gamma_{2, bce-rmv}$	—	-0,0006 (-0,749)
$\gamma_{0, fed-rmv}$	—	0,0009 (0,582)
$\gamma_{1, fed-rmv}$	—	-0,0006 (-0,685)
$\gamma_{2, fed-rmv}$	—	0,0001 (0,5223)
$\gamma_{0, fed-rv}$	—	-0,0027 (-19,053)
$\gamma_{1, fed-rv}$	—	0,0009 (19,028)
$\gamma_{2, fed-rv}$	—	-0,0001 (-13,595)
Akaike Schwarz Log-vraisem.	-74554,3785	-74398,3038

Note : Les chiffres entre parenthèses représentent les *t*-statistiques.

Les modèles retenus sont le modèle AR(1)-GARCH(1,1) avec effets des signaux de politique monétaire comprenant simultanément l'ensemble des signaux de la Bce et de la Fed, et celui distinguant les signaux associés aux variations de chaque type de taux d'intérêt¹. Ces modèles ont été estimés par la méthode de maximum de vraisemblance².

En testant l'effet de persistance des signaux de politique monétaire sur la volatilité du taux de change euro-dollar, nous avons retenu une structure polynomiale d'ordre trois ($s = 3$) et les coefficients $\gamma_{j,k}$ sont estimés pour les K variables de signal ($k = 1, \dots, K$). Ce qui correspond à estimer une structure non linéaire contrainte à être égale à zéro à un horizon d'une heure³. Nous analysons l'effet instantané des signaux et ensuite leur persistance de court terme sur le processus de volatilité.

5. 1. Effet instantané des signaux de politique monétaire :

Les résultats du modèle AR(1)-GARCH(1,1) comprenant l'ensemble des signaux de politique monétaire (colonne 1 du tableau 2), utilisé comme référence pour comparaison avec le modèle comprenant les variables affinées du signal, permettent de dégager une forte persistance de la volatilité, étant donné que la somme des paramètres de variance, $\alpha_1 + \beta_1$, est proche de l'unité en valeur absolue, rejetant toutefois le modèle GARCH intégré (IGARCH)⁴. L'estimation de ρ_1 fait apparaître une corrélation négative significative sur le niveau, qui peut être due à l'effet bien connu *bid-ask-spread* de Bollerslev et Domowitz [1993] ou encore à l'hétérogénéité des agents qui ont des besoins en portefeuille différents (voir DeGennaro et Shrieves [1997]).

La variable représentant simultanément l'ensemble des signaux du conseil des gouverneurs de la Bce et le FOMC de la Fed (*bce-fed*) apparaît significative,

-
1. L'ordre des retards $p = 1$ du processus autorégressif dans la moyenne et des polynômes autorégressif $p = 1$ et moyenne mobile $q = 1$ du modèle GARCH ont été sélectionnés à l'aide des critères d'Akaike et Schwarz.
 2. En général, les paramètres estimés par la méthode de maximum de vraisemblance avec une distribution normale sont convergents.
 3. Nous avons étendu l'horizon de persistance à deux heures sans avoir de résultats significatifs des paramètres estimés. De ce fait, l'effet de persistance de l'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité ne dépasse pas l'horizon d'une heure.
 4. Une extension naturelle de ce travail serait d'étendre le processus GARCH au modèle GARCH fractionnairement intégré (FIGARCH) développé par Baillie, Bollerslev et Mikkelsen [1996] qui s'avère mieux approprié pour modéliser cette dépendance temporelle de long terme dans le processus de volatilité conditionnelle (voir aussi, Tse [1998], Beine, Bénéassy-Quéré et Lecourt [1999], Boubel, Dauchy et Lecourt [2001]).

avec un effet instantané positif sur la volatilité du taux de change euro-dollar : les signaux des réunions du Conseil de la Bce et du FOMC ont simultanément un impact positif et significatif à 5% sur la volatilité du taux de change euro-dollar mais de faible ampleur ($\hat{\gamma}_{0,bce-fed} = 0,0022$)¹. Malgré la volonté politique des deux Banques centrales – à travers une coordination des interventions sur le marché de change – de maîtriser les fluctuations au niveau du marché FOREX depuis le lancement officiel de l’euro en tant que monnaie de paiement en janvier 2002, l’impact instantané des variations de leurs *Target* reste une source de divergence des anticipations des agents.

Une analyse plus fine de ces résultats nous a conduit à distinguer, en premier lieu, les signaux envoyés lors des réunions du Conseil de la Bce qui annoncent une variation de taux d’intérêt (variable *bce-rv*) et ceux n’annonçant pas de variation de taux d’intérêt (variable *bce-rnv*). En second lieu, les signaux envoyés lors des réunions du FOMC qui annoncent une variation de taux d’intérêt (variable *fed-rv*) et ceux n’annonçant pas de variation de taux d’intérêt (variable *fed-rnv*).

Les résultats d’estimation de ce modèle affiné (colonne 2 du tableau 2) révèlent, en ce qui concerne les variables annonçant un changement au niveau du taux d’intérêt, que la variable représentant les signaux des réunions du Conseil de la Bce (variables *bce-rv*) est positive au temps t et significative à 5%, et que celle représentant les signaux des réunions du FOMC (variable *fed-rv*) est négative et nettement significative à 5% avec un effet instantané inverse sur la volatilité.

D’autre part et alors que les signaux des réunions du Conseil de la Bce annonçant un changement du taux d’intérêt induisent une hausse de la volatilité au temps t , ceux du FOMC ont par contre un impact négatif significatif sur la volatilité.

Concernant les variables des signaux n’annonçant pas de changement du taux d’intérêt (variables *bce-rnv* et *fed-rnv*), elles ont été anticipées par le marché et n’influencent pas la volatilité du taux de change, par conséquent non significatifs.

Ainsi, l’effet déstabilisant sur la volatilité est principalement dû aux signaux de politique monétaire annonçant une variation de taux d’intérêt. En fait, la variation du taux d’intérêt donne plus de « poids » au signal de politique monétaire, a pour effet d’accroître l’incertitude sur le marché et par conséquent provoque une révision des anticipations des agents et donc une révision de leur portefeuille, ce qui génère de la volatilité.

1. Nous trouvons plus judicieux de retenir une significativité à un seuil de 5%, malgré le nombre très élevé d’observations.

Comment interpréter l'effet instantané des signaux des réunions du FOMC et du Conseil de la Bce sur la volatilité du taux de change euro-dollar ?

Les signaux relevant des réunions du FOMC annonçant un changement du taux d'intérêt ont un effet stabilisateur sur la volatilité, ce qui signifie que les informations de politique monétaire perçues à l'annonce des résultats des réunions du FOMC ont eu tendance à calmer le marché. Plusieurs explications possibles peuvent être avancées pour interpréter ce résultat : cet effet stabilisateur peut, en effet, être dû à une réduction temporaire de l'asymétrie d'information ou simplement à un temps mort du marché qui essaye de juger le signal. Il convient, toutefois, de souligner que l'effet stabilisateur du signal est de faible ampleur ($\hat{\gamma}_{0,fed-rv} = -0,0027$).

Par contre, les signaux de politique monétaire ressortant des réunions du Conseil des gouverneurs de la Bce annonçant un changement du taux d'intérêt, exercent un effet déstabilisant sur la volatilité qui est de faible ampleur ($\hat{\gamma}_{0,bce-rv} = 0,0054$). Ce résultat est, principalement, inhérent à la période d'échantillonnage qui correspond à celle au cours de laquelle l'euro a été utilisé pour la première fois comme monnaie de paiement mondiale, aboutissant ainsi à contredire l'objectif de la Banque centrale européenne. En effet, la Bce avait envisagé de mener une politique monétaire visant à stabiliser le marché de change européen dès janvier 2002, en collaborant avec d'autres Banques centrales extra-européennes. Il apparaît dès lors évident que les signaux envoyés à l'issue des réunions du Conseil des gouverneurs de la Bce ont eu un impact plus important sur la volatilité du taux de change euro-dollar que ceux de la Fed sur cette période. La politique monétaire rigoureuse menée par la Bce au cours de la période en question ne semble donc pas avoir parfaitement abouti aux résultats escomptés en la matière, puisque ses interventions ont influencé le marché FX. D'autre part, la Bce avait projeté de protéger l'euro au début de son existence d'une éventuelle appréciation vis à vis du dollar américain, craignant un ralentissement de son internationalisation et par suite un affaiblissement face au dollar au niveau des parts des utilisations internationales. Ainsi, la principale cause envisageable de cette situation peut être liée à l'héritage de la politique monétaire de la Bundesbank acquise par la Bce¹.

5. 2. Persistance des signaux :

La persistance des signaux de politique monétaire durant l'heure qui suit leur révélation au marché a été testée à l'aide des coefficients du polynôme d'ordre

1. Boubel, Laurent et Lecourt [2001] ont montré que l'impact des interventions de la Bundesbank sur le taux de change Deutsche mark-dollar a été plus important que celui de la Fed.

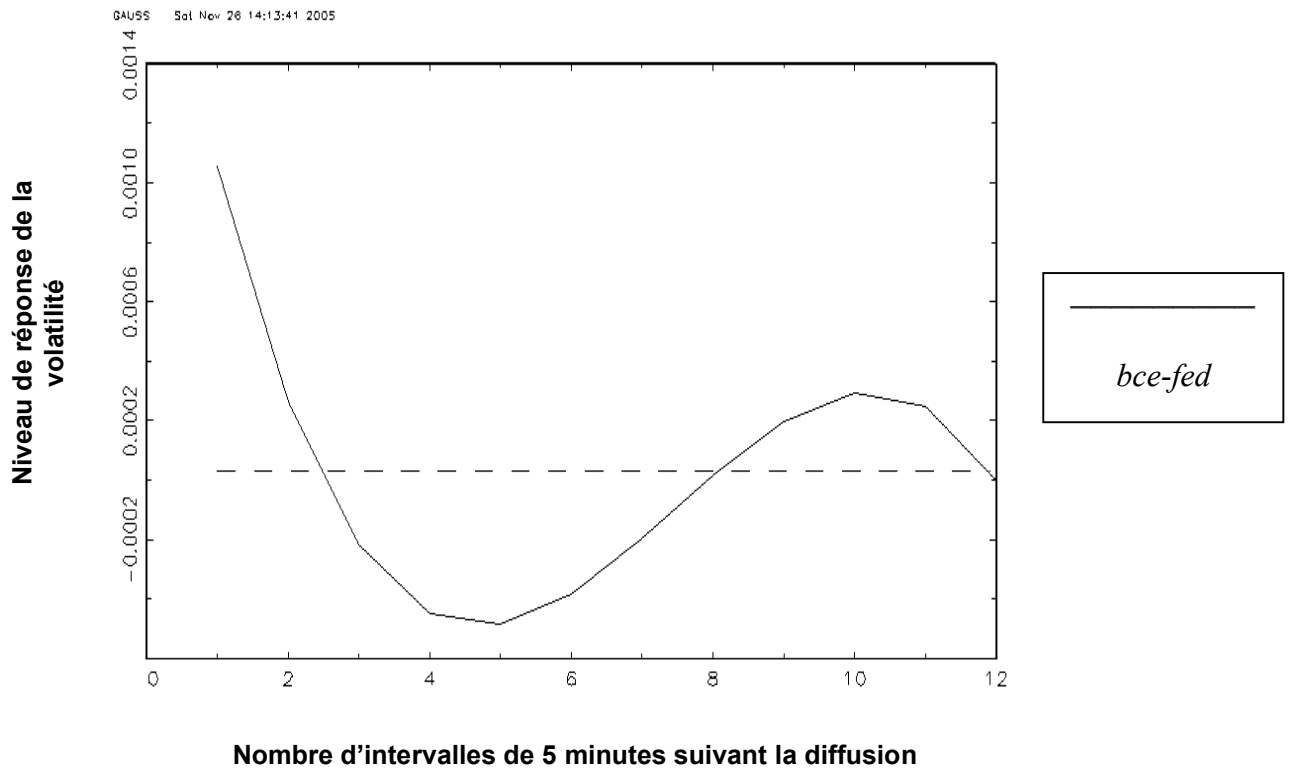
trois $\gamma_{j,k}$. La structure non linéaire estimée pour tester cette persistance a permis de dégager des résultats relativement éclairant : (i) sur le modèle affiné, il apparaît que les coefficients du polynôme sont tous significatifs pour chacune des variables de signal avec variation du taux d'intérêt des réunions du FOMC et du Conseil de la Bce ; (ii) les signaux avec une variation du taux d'intérêt qui ressortent des réunions du Conseil de la Bce induisent une hausse significative immédiate de la volatilité qui s'estompe dans le quart d'heure qui suit leur envoi. Ceci, est dû au fait que les agents accélèrent le rythme de leurs spéculations dans le but d'éviter les mauvaises surprises. Cet impact positif décroissant sur la volatilité est suivi ensuite d'un effet négatif, témoignant du fait que les agents ont bien incorporé l'information de politique monétaire dans leurs anticipations. Ils vont alors échanger pour atteindre leurs objectifs, ce qui entraîne une résurgence de la volatilité qui s'estompe complètement au bout d'une heure ; (iii) la persistance des signaux avec variation du taux d'intérêt envoyés à l'issue des réunions du FOMC est moins accentuée que pour la Bce. L'effet négatif immédiat de ces signaux sur la volatilité décroît non linéairement et semble résorbé après une heure¹.

Le graphique 1 représente la persistance simultanée des signaux qui ressortent des réunions du Conseil de la Bce et du FOMC (variable *bce-fed* du modèle complet). La dynamique impliquée par ces signaux reste pratiquement la même, bien que l'ampleur de la persistance soit moins importante.

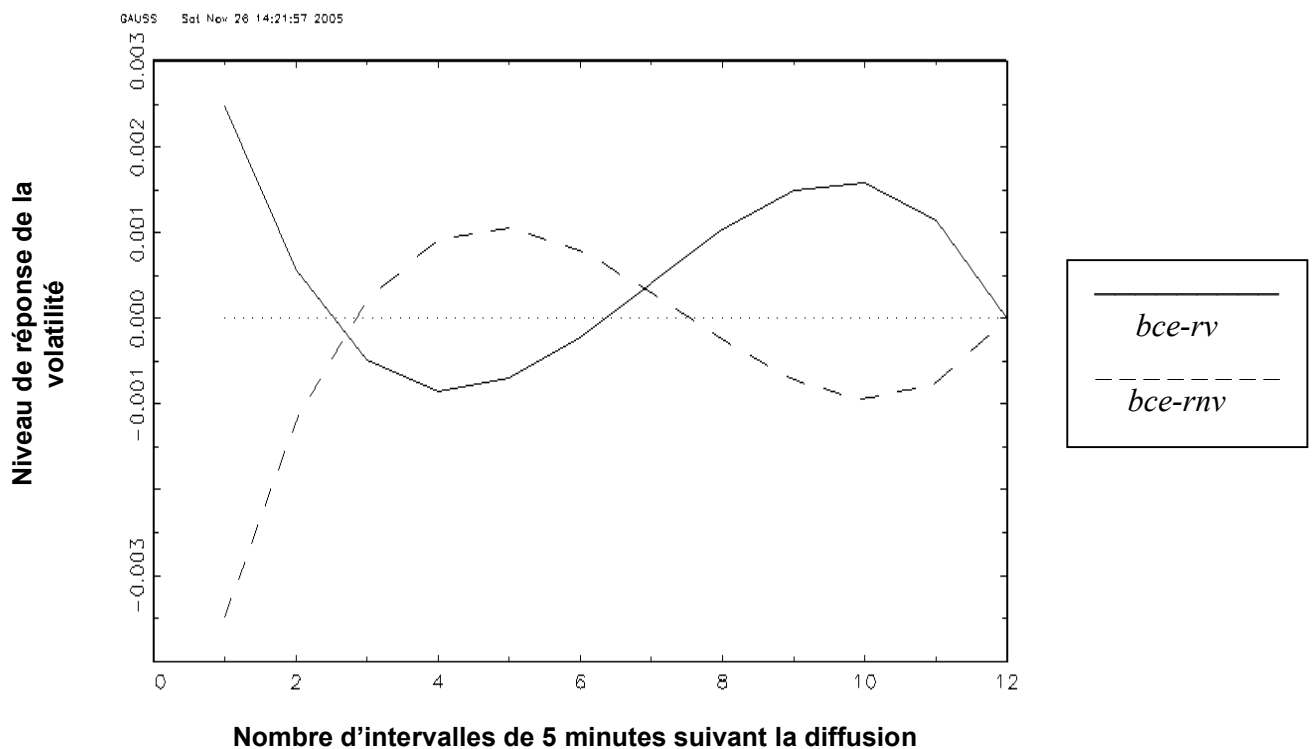
Les graphiques 2 et 3 permettent de visualiser distinctement la persistance des signaux envoyés à la suite des réunions du Conseil de la Bce et du FOMC.

1. Plusieurs horizons (en particulier, un horizon de deux heures) de persistance des signaux ont été envisagés et tous les résultats témoignent de la même structure de persistance.

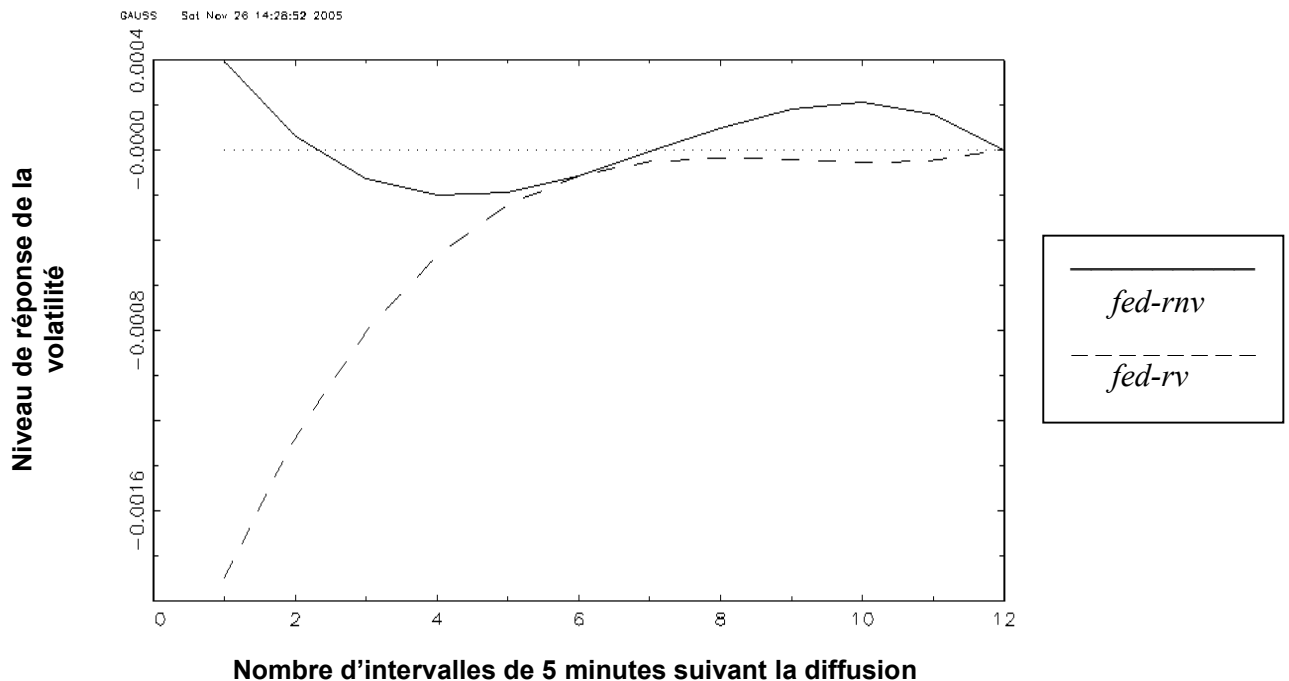
Graphique 1. Persistance des signaux des réunions du Conseil de la Bce et du FOMC



Graphique 2. Persistance des signaux des réunions du Conseil de la Bce annonçant une (non) variation de taux d'intérêt



**Graphique 3. Persistance des signaux des réunions du FOMC
annonçant une (non) variation de taux d'intérêt**



6. CONCLUSION :

Le but de cet article est d'améliorer notre compréhension du rapport entre les arrivées des *news* et la volatilité intrajournalière de taux de change. En effet, l'utilisation de données à très haute fréquence nous a permis d'estimer l'impact des signaux de politique monétaire de la Bce et de la Fed sur la volatilité des rendements du taux euro-dollar ajustés de l'effet de saisonnalité. Les résultats d'estimation basés sur un modèle GARCH font apparaître que les signaux de politique monétaire ressortant des réunions officielles du Conseil de la Bce et du FOMC et annonçant un changement au niveau de leurs taux d'intérêt cible ont un impact significatif sur la volatilité du taux de change. Par contre, les signaux n'annonçant pas un changement du taux d'intérêt, qui sont révélés au marché à l'issue des réunions du Conseil de la Bce et du FOMC, n'influencent pas la volatilité. D'autre part, il apparaît que les signaux annonçant les résultats des réunions du Conseil de la Bce ont une plus forte influence sur la volatilité que ceux du FOMC, ce qui peut

s'expliquer par l'importance majeure pour les participants du marché FX des décisions de la Bce en matière de politique monétaire lors du début du lancement de l'euro en tant que monnaie de paiement en Europe.

En outre, il est possible de conclure que l'impact de ces signaux de politique monétaire est persistant, en raison du fait que leurs effets ne pouvant être totalement résorbés avant une heure. Toutefois, la dynamique de ces signaux est entièrement différente : les signaux annonçant un changement du taux d'intérêt issus des réunions du Conseil de la Bce impliquent une hausse instantanée de la volatilité qui s'estompe au bout d'un quart d'heure puis une baisse de la volatilité sur le quart d'heure suivant ; par contre les signaux issus des réunions du FOMC avec variation de taux d'intérêt entraînent une baisse immédiate de faible ampleur de la volatilité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Andersen T. Bollerslev T. (1997), “ *Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Market* ”, Journal of Empirical Finance, 4, pp. 115-158.

Andersen T. Bollerslev T. (1998), “ *DM-Dollar Volatility : Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies* ”, The Journal Of Finance, 53, N° 1, pp. 219-265.

Baillie R.T. Bollerslev T. et Mikkelsen H.O. (1996), “ *Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* ”, Journal of Econometrics, 74, pp. 3-30.

Beine M. Bénassy-Quéré A. et Lecourt C. (1999), « *The Impact of Foreign Exchange Interventions : New Evidence from FIGARCH Estimations* », CEPII, document de travail N° 99-14.

Beine M. Bénassy-Quéré A. Dauchy E. et MacDonald R. (2002), “ *The Impact of Central Bank Intervention on Exchange-Rate Forecast Heterogeneity* ”, CEPII, Working Paper N° 02-04.

Bollerslev T. Domowitz I. (1993), “ *Trading Patterns and Prices in the Interbank Foreign Exchange Market* ”, The Journal of Finance, 48, pp. 1421-1443.

Bollerslev T. Ghysels E. (1996), “ *Periodic Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* ”, Journal of Business and Economic Statistics, 14, pp. 139-152.

Boubel A. Dauchy E. et Lecourt C. (2001), “ *How do non anticipated E.C.B. and FED actions affect the EUR/USD Dynamics* ”, Papier présenté à l’Association Française de Finance, Juin, Namur (Belgique).

Boubel A. Laurent S. et Lecourt C. (2001), « *L’impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité intrajournalière du taux de change Deutsche Mark-dollar* », Revue économique, 52, N° 2, pp. 353-370.

Chang Y. Taylor S.J. (1998), “ *Intraday Effects of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan* ”, Journal of International Money and Finance, 17, 191-210.

Dacorogna M. Müller U. Nagler R. Pictet O. (1993), “ *A Geographical Model for the Daily and Weekly Seasonal Volatility in the Foreign Exchange Market* ”, Journal of International Money and Finance, 12, pp. 413-438.

DeGennaro R.P. Shrieves R.E. (1997), “ *Public Information Release, Private Information Arrival and Volatility in the Foreign Exchange Market* ”, Journal of Empirical Finance, 4, pp. 295-315.

Dominguez, K. Frankel F. (1993a), “ *Does Foreign Exchange Intervention Matter ? The Portfolio Effect* ” American Economic Review, 83, pp. 1356-69.

Dominguez, K. Frankel F. (1993b), “ *Does Foreign Exchange Intervention Work?* ” Institute for International Economics, Washington, D.C.

Dominguez K.M. (1998), “ *Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility* ”, Journal of International Money and Finance, 17, pp. 161-190.

Dominguez K.M. (2003), “ *When Do Central Bank Interventions Influence Intra-Daily and Longer-Term Exchange Rate Movements?* ”, NBER Working Paper, N° 9875.

Drost F.C. Nijman T.E. (1993), “ *Temporal Aggregation of GARCH processes* ”, *Econometrica*, 61, pp. 909-927.

Eichenbaum M. Evans C. (1995), “ *Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates* ”, *Quarterly Journal of Economics*, 110, N° 4, pp. 975- 1009.

Frankel J. Rose A. (1995), “ *Empirical Research on Nominal Exchange Rates* ”, dans *Handbook of International Economics*, 3, pp. 1689-1729.

Lecourt C. Raymond- Feingold H. (2003), “ *Central Bank Interventions in the light of Survey Results* ”, FUNDP Working Paper.

Martens M. Chang Y. et Taylor S.J. (2002), “ *A Comparison of Seasonal Adjustment Methods When Forecasting Intraday Volatility* ”, *The Journal of Financial Research*, 24, N° 2, pp. 283-299.

Müller U. Dacorogna M. Olsen R. Pictet O. Schwarz M. Morgenegg C. (1990), “ *Statistical Study of Foreign Exchange Rates, Empirical Evidence of a Price Change Scaling Law, and Intraday Analysis* ”, *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 1189-1208.

MUSSA M. (1981), “ *The Role of Official Intervention* ”, *Group of Thirty Occasional Papers*, 6, Group of Thirty, New York.

Taylor S.J. Xu X. (1995), “ *The Incremental Volatility Information in One Million Foreign Exchange Quotations* ”, *Journal of Empirical Finance*, 4, pp. 317-340.

Tse Y.K. (1998), “ *The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rates* ”, *Journal of applied Econometrics*, 13, pp.49-56.